新疆塔里木河流域县域农业低碳生产率时空格局及影响效应研究

穆佳薇， 乔保荣， 余国新

（新疆农业大学经济管理学院，新疆 乌鲁木齐 830052）

摘 要：提高农业低碳生产率是保证干旱区生态优先和粮食安全的有效路径。基于非期望产出的超效率考虑松弛变量的测度（Slacks-based measure，SBM）模型测度2000—2020年新疆塔里木河流域42个县（市）的农业低碳生产率，利用趋势面分析及空间自相关刻画县域尺度农业低碳生产率的时空特征，并通过构建空间杜宾模型和地理探测器以揭示影响变量的溢出效应与空间异质性。结果表明：（1）塔里木河流域县域农业低碳生产率呈现"W型"的阶段性特征，县域之间形成"下游–上游–中游"凹形递减的分异格局，且在空间上呈现出集聚性。（2）机械化使用强度和农民收入水平对县域农业低碳生产率具有显著的正向溢出效应；人口城镇化水平对县域农业低碳生产率具有显著的负向溢出效应；工业化水平和财政支农力度对农业低碳生产率具有显著的负向直接效应；经济发展水平和人均生产规模的溢出效应并不显著。（3）县域农业低碳生产率影响变量的交互类型总体表现为增强型，意味着县域农业低碳生产率受多重变量作用的趋势日益显现。因此，探究县域农业低碳生产率的时空格局及影响因素对实现塔里木河流域乃至新疆农业低碳化协调发展具有重要意义。

关 键 词：农业低碳生产率；超效率SBM模型；地理探测器；空间溢出；塔里木河流域

文章编号：1000－6060(2023)06－0968－14(0968～0981)

全球变暖及能源枯竭等重大问题受到了国际社会的广泛关注。生态系统的破坏带来了极端天气和洪涝等诸多灾害，其一部分源于自然因素，但更为重要的是人类生产活动导致污染排放增加引起的全球变暖。据《第三次国家信息通报》数据显示，农业温室气体排放量占全国气体排放量由2010年的8%增至2018年的17%。其中，农业产生的甲烷和氧化亚氮分别占全国总量的50%和90%[1]。截至2017年，中国农业碳排放总量约占亚洲农业碳排放量的29%，占世界农业碳排放量的12%[2]。传统农业生产率的评价方式忽略了经济增长对社会福利的外部性，无法反映出农业低碳生产率的真实绩效，甚至会对农户利益和农业生产造成不利影响[3]。新疆塔里木河流域作为丝绸之路经济带的重要组成部分，对新疆及干旱区农业经济增长和实现绿色低碳化转型至关重要。新疆塔里木河流域粮食总产量由2000年的3.88×10^6 t提高到2020年的5.41×10^6 t，增幅近39.43%[4]，在推动农民增收和保障粮食供给等方面发挥了重要作用。但在气候干旱和生态环境脆弱约束下如何推动农业向优、向稳发展成为塔里木河流域县域亟待解决的问题。

近年来，在农业资源面临刚性约束同时将环境纳入分析框架的农业低碳生产效率成为热点议题。既有研究主要聚焦在农业投入产出效率[5]、农业碳排放效率[6]和生态效率[7]等方面。该文认为农业低碳生产率是将农业碳排放作为隐含在能源与产品之间的要素投入以衡量单位农业污染引起的经济效益。有关农业低碳生产率的研究主要体现

收稿日期：2022-07-16； **修订日期：**2022-08-18

基金项目：自然科学基金地区项目（72163032）；自治区研究生科研创新项目（XJ2022G149）；新疆农业大学校级研究生创新项目（XJAUGRI2022027）资助

作者简介：穆佳薇（1997-），女，硕士研究生，主要从事区域经济的研究. E-mail: 1693932873@qq.com

通讯作者：余国新（1965-），男，教授，博士生导师，主要从事农林经济的研究. E-mail: ygx@xjau.edu.cn

在4个方面：(1) 农业碳源选择。早期学者们主要聚焦在农业CO_2，指出农田耕作会造成土壤碳流失；随着研究内容的不断深化，水稻种植[8]、畜禽养殖[9]、农药使用量[10]等也成为重要的碳源，并形成了较为全面的农业低碳生产率测算指标体系。程琳琳等[11]基于单要素视角考察了经济效益和农业碳排放之间的关系，但体现的政策内涵较弱，割裂了农业“生产-生态-经济”之间的多重属性；黄景裕等[12]将经济效益视为期望产出，将农业碳排放作为环境产出，较为全面地反映了农业低碳生产率的变动。(2) 农业低碳化发展的必要性。Smith等[13]强调完善气体排放权交易能缓解农业碳排放量；Ajzen等[14]认为在转变农业发展方式，理论上存在末端治理、连续性方法和断绝性方法3种途径对低碳农业技术进行“解锁”以减少碳排放；Johnson等[15]分析了农业GDP和农业碳排放量的关系，发现转变农业发展方式能实现碳减排。(3) 农业低碳生产率测度。田云等[16]考察了碳约束下农业生产率的变动情况，1993年以来中国低碳农业生产率增速整体偏慢，增长源泉为农业前沿技术进步。钱丽等[17]探索了碳约束下的农业生产率，研究发现样本周期内，碳约束下的农业生产率有所上升但仍处于较低水平，制约其发展的关键因素是纯技术效率。随着农业低碳生产率测度的不断深化出现了适宜农业多投入产出的方法，尤以数据包络分析与随机前沿法为主，由于选择方法不同得到的结果也各异[18]。(4) 影响变量选取。刘海英等[19]从宏观视角选取省际面板数据构建空间计量模型剖析绿色技术创新通过工业结构升级、循环农业发展和交通运输替代对碳生产率的影响路径；程琳琳等[20]利用空间杜宾模型探讨了不同尺度下城镇化水平对农业碳生产率的溢出效应和动态演进；张哲晰等[21-22]分别从产业集聚和农户专业化视角探析了对农业碳生产率的影响，并发现二者对农业碳生产率均具有显著的正向作用。

纵观已有研究成果发现：从研究对象看，现有研究重点讨论了工业和制造业的低碳生产率发展水平，探讨农业低碳生产率内生动力、溢出效应和空间异质性的文献较少。从研究尺度看，已有研究在干旱区塔里木河流域农业绿色发展的研究上关注较少，有学者在耕地效率和水质演变的生态效应方面进行研究，而直接关注塔里木河流域农业低碳生产率的文献较少，且囿于数据可得性，鲜有研究区考虑塔里木河流域县级层面。故在汲取前人研究成果的前提下，该文尝试从3个方面进行拓展：一是以农业碳排放和农业面源污染为环境产出的代理变量，借助非期望产出的超效率SBM模型对塔里木河流域县域农业低碳生产率进行测度，既能考察投入的经济效益，也能有效衡量投入引起的环境外部性，使农业低碳生产率的测算结果更加精准。二是介于农业空间的流动性，运用趋势面分析和空间自相关等探索农业低碳生产率的县域差距和空间关联性。三是基于空间杜宾模型和地理探测器从农户福利、社会经济和政府行为3个维度选取变量考察农业低碳生产率的邻地效应和空间异质性，为干旱区协同农业低碳发展政策提供借鉴。

1 研究区概况

新疆塔里木河流域是中国最长的内陆河，地处新疆南部的塔里木盆地北缘，由和田河、叶尔羌河、阿克苏河和若干条支流汇集而成。行政位置涵盖了新疆南疆五地州即阿克苏地区、喀什地区、和田地区、克孜勒苏柯尔克孜自治州(简称克州)和巴音郭楞蒙古自治州(简称巴州)共计44个县市，由于阿拉尔市与图木舒克市为省直辖县级单位，因此不纳入研究范围。塔里木河流域行政区占地面积约为$1.06×10^6$ km^2，占新疆总面积的64%。塔里木河流域与5个国家接壤，已成为中国进入中亚地区最为便捷的通道，对塔里木河流域县域发展外向型农业具有重要的战略意义。塔里木河流域土地光热资源丰富，日照时间长，昼夜温差大，独特的资源为塔里木河流域现代农业的发展提供了保障。但囿于地处干旱区，生态环境脆弱，加剧了塔里木河流域农业弱质性，同时农业发展仍在走一条高碳排放路径。故该文以塔里木河流域作为样本具有一定的代表性，也可为其他类似地区提供借鉴。

2 数据与方法

2.1 数据来源及预处理

农业低碳生产率的投入产出指标和影响因素源自2001—2021年《中国县域统计年鉴》《新疆统计

年鉴》《阿克苏地区统计年鉴》《喀什地区统计年鉴》《和田地区统计年鉴》《克孜勒苏柯尔克孜自治州统计年鉴》《巴音郭楞蒙古自治州统计年鉴》并辅以各市县的统计公报等；环境产出中的农业碳排放系数采用IPCC发布的碳排放系数，将农业碳源的投入量和对应的碳排放系数相乘得到农业碳排放量。农业碳源包括农药、化肥、农膜、翻耕和灌溉，其中农药和化肥的数据源自《新疆农牧产品成本收益资料汇编》，计算方法参考李波等[23]的研究思路；农业污染排放参考崔叶辰等[24]的做法以熵值后的化肥氮磷流失量表征；部分缺失值采用插值法进行填补。

2.2 指标构建

2.2.1 因变量 科学构建农业低碳生产率测度模型有助于正确评估新疆塔里木河流域县域农业绿色增长质效。为化解城市化进程中农业增长方式粗放和增长动力不足的困境，塔里木河流域县域农业发展模式迫切需要绿色转型，本质是农业发展方式和发展动力的转变，即以农业低碳生产率为内生动力的质量增长。结合塔里木河流域县域生态系统特征，依据指标普适性原则，最终从土地、劳动、资本3个维度选取7个变量为投入指标；将农业总产值作为效益产出的代理变量；将农业碳排放量和农业面源污染作为环境产出的代理变量，并构建县域农业低碳生产率指标体系（表1）。

2.2.2 自变量 从农户福利、社会经济和政府行为3个维度选取了7个变量进行归类（表2），参考汪亚琴等[25]将人均生产规模和机械化使用强度利用ArcGIS 10.8软件中的等间距法进行划分；人口城镇化水平借鉴尹旭等[26]的做法以10%、30%、50%和70%作为间断点分为4个类别；其余变量均依据自然断点法归类。

2.3 研究方法

2.3.1 超效率SBM模型 2001年，Tone[27]提出将环境产出纳入生产可能集的超效率SBM模型。该模型设定新疆塔里木河流域县域农业低碳生产率是通过多重要素投入得到多重效益产出，在环境技术框架下构建，同时包含期望产出与环境产出的生产可能集。模型为：

表1 塔里木河流域农业低碳生产率指标体系及描述性统计

Tab. 1 Indicator system and descriptive statistics of agricultural low-carbon productivity in Tarim River Basin

维度	类别	变量说明	单位	平均值	标准差
要素投入	土地投入	农作物播种面积	10^3 hm^2	48.64	40.47
	劳动投入	农业从业人员	人	43204.09	44175.80
	资本投入	有效灌溉面积	10^3 hm^2	42.68	180.91
		化肥折纯施用量	t	16705.99	15888.50
		农用机械总动力	kW	172630.30	156521.60
		农药施用量	t	125.44	220.05
		农用塑料薄膜施用量	t	1984.04	2558.92
期望产出	效益产出	以2000年不变价调整的农业总产值	10^4元	135718.70	139873.00
环境产出	农业碳排放量	农药、化肥、农膜、灌溉和翻耕的碳排放量	t	41943.27	37601.60
	农业面源污染	熵值处理后的化肥氮磷流失量	t	462.09	402.77

表2 农业低碳生产率探测变量

Tab. 2 Agricultural low-carbon productivity detection variables

变量维度	探测变量	指标	单位	变量分类
农户福利	农民收入水平(X_1)	农民人均纯收入	元	自然断点法
	经济发展水平(X_2)	地区人均GDP	元	自然断点法
	人均生产规模(X_3)	农作物播种面积/乡村从业人员	hm^2·人$^{-1}$	等间距分类
社会经济	机械化使用强度(X_4)	农业机械总动力/农作物播种面积	kW·(10^3hm^2)$^{-1}$	等间距分类
	工业化水平(X_5)	工业增加值/地区生产总值	%	自然断点法
	人口城镇化水平(X_6)	城镇人口/常住人口	%	<10%；10%~30%；30%~50%；50%~70%；>70%
政府行为	财政支农力度(X_7)	农林水事务支出/地方财政一般预算支出	%	自然断点法

$$\rho_0=\min\frac{1-\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}\frac{S_n^x}{x_{kn}^t}}{1+\frac{1}{M+I}\left(\sum_{m=1}^{M}\frac{S_m^y}{y_{km}^t}+\sum_{i=1}^{I}\frac{S_i^b}{b_{ki}^t}\right)}$$

$$\text{s.t.}\begin{cases}\sum_{k=1,k\neq j}^{K}z_k^t x_{kn}^t+S_n^x=x_{kn}^t,\ n=1,2,\cdots,N\\ \sum_{k=1,k\neq j}^{K}z_k^t y_{km}^t-S_m^y=y_{km}^t,\ m=1,2,\cdots,M\\ \sum_{k=1,k\neq j}^{K}z_k^t b_{ki}^t+S_i^b=b_{ki}^t,\ i=1,2,\cdots,I\\ z_k^t\geqslant0,\ S_n^x\geqslant0,\ S_m^y\geqslant0,\ S_i^b\geqslant0\\ k=1,2,\cdots,K\end{cases} \tag{1}$$

式中：ρ_0为县域农业低碳生产率；t为不同时期；x_{kn}^t、y_{km}^t、b_{ki}^t分别为t时期生产单位农业生产投入、农业经济产出和农业污染排放量；N、M、I分别为决策单元有投入指标N类、期望产出M类、非期望产出I类；n、m、i分别为投入、期望产出和非期望产出个数；S_n^x、S_m^y、S_i^b为要素投入、期望产出和环境产出的松弛变量；z_k^t为决策单元k=1, 2, …, K的权重；k和j为不同的决策单元；目标函数ρ_0严格遵守S_n^x、S_m^y、S_i^b的单调递减规律。当$S_n^x=S_m^y=S_i^b=0$，即意味着决策单元完全有效；若$0\leqslant\rho_0<1$，表明存在效率损失。为考察效率的动态特征，运用Zofio分解法将Malmquist-Luenberger（简称ML指数）分解为纯技术变化（PTC）、规模技术变化（STC）、纯技术效率变化（PEC）及规模效率变动（SEC）。测算公式为：

$$\begin{aligned}&\mathrm{ML}(x_t,y_t,x_{t+1},y_{t+1})\\&=\sqrt{\frac{D_0^t(x_{t+1},y_{t+1})}{D_0^t(x_t,y_t)}\times\frac{D_0^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_t,y_t)}}\\&=\sqrt{\frac{D_0^t(x_{t+1},y_{t+1})}{D_0^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}\times\frac{D_0^t(x_t,y_t)}{D_0^{t+1}(x_t,y_t)}}\times\frac{D_0^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}{D_0^t(x_t,y_t)}\\&=\mathrm{TC}\times\mathrm{EC}\times(x_t,y_t,x_{t+1},y_{t+1})\\&=\mathrm{PTC}\times\mathrm{STC}\times\mathrm{PEC}\times\mathrm{SEC}\end{aligned} \tag{2}$$

式中：ML为县域农业低碳全要素生产率；(x_t, y_t)为县域农业低碳生产率在t时期的投入产出向量；(x_{t+1}, y_{t+1})为县域农业低碳生产率在t+1时期的投入产出量；D_0^t为在t时期的距离函数；D_0^{t+1}为在t+1时期的距离函数；TC为技术进步；EC为技术效率。

2.3.2 空间计量模型 为规避由于忽视区域间空间关联造成的估计偏误，引入空间计量以考察变量的影响路径。即：

$$\mathrm{LCP}_{it}=\gamma_i+\beta_i\sum_{i,j=1}^{42}W\times\mathrm{LCP}_{it}+\alpha_i\sum_{i,j=1}^{42}W\times x_{it}+v_t+\tau_i+\mu_{it} \tag{3}$$

式中：LCP_{it}为i县t年的农业低碳生产率；x_{it}为影响变量；γ_i、β_i、α_i为回归系数；W为42×42阶邻接权重矩阵；v_t为时间固定效应；τ_i为个体固定效应；μ_{it}为随机误差项。

2.3.3 地理探测器模型 空间计量模型在分析时将空间因素纳入分析框架，但未考虑县域农业低碳生产率的空间异质性，而地理探测器能从异质性视域探讨影响变量的空间分异特征。因此，运用地理探测器识别县域农业低碳生产率时空变动的影响变量和交互作用（表3）。具体模型为：

$$q=1-\frac{1}{mf^2}\sum_{i=1}^{e}m_i f_i^2 \tag{4}$$

式中：q为解释力；m和f^2为样本数量和方差；e为探测因子数；m_i和f_i^2分别为i(i=1, 2, …, n)的分层样本数量和方差；q值介于[0, 1]，表征变量对县域农业低碳生产率空间分异的解释力。

3 结果与分析

3.1 塔里木河流域农业低碳生产率时序演变

图1显示了各指数的变动趋势，2000—2020年塔里木河流域农业低碳生产率呈波动上升趋势，年均增长率为1.39%，意味着在考虑农业碳排放后农业低碳生产率明显低于农业总产值的增速，表明农业污染程度会对农业低碳生产率产生抑制作用。分时段来看，农业低碳生产率在2006、2014、2017年和2019年呈负向增长趋势。其中最大降幅为23.36%，最小降幅为0.87%，由于农村老龄化现象显现，弱势劳动力在有效的耕地面积大量使用化学品以保证经济产出的预期目标，导致农业环境产出问题加剧。从分解指数看，纯技术变化、规模技术变

表3 探测变量作用依据

Tab. 3 Basis for the role of detection variables

交互作用	交互类型
$q(X_a\cap X_b)<\mathrm{Min}[q(X_a), q(X_b)]$	非线性减弱
$\mathrm{Min}[q(X_a), q(X_b)]<q(X_a\cap X_b)<\mathrm{Max}[q(X_a), q(X_b)]$	单变量非线性减弱
$q(X_a\cap X_b)>\mathrm{Max}[q(X_a), q(X_b)]$	双变量增强
$q(X_a\cap X_b)=q(X_a)+q(X_b)$	独立
$q(X_a\cap X_b)>q(X_a)+q(X_b)$	非线性增强

注：q为解释力；X_a和X_b分别为影响变量。下同。

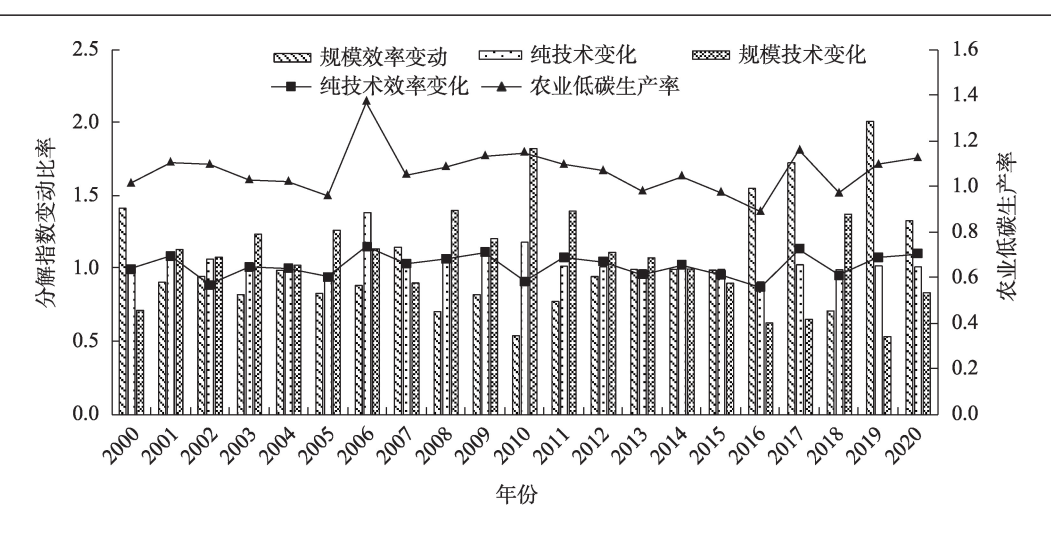


图1 2000—2020年塔里木河流域农业低碳生产率及ML分解指数变动比率

Fig. 1 Ratio of changes in agricultural low-carbon productivity and ML decomposition index in Tarim River Basin from 2000 to 2020

化和规模效率变动指数均表现为交替波动下降的特征，年均降幅分别是0.73%、6.02%和7.99%；而纯技术效率变化以年均1.29%的速度增长。纯技术效率变化幅度高于其他指数的变化幅度，且塔里木河流域农业低碳效率和纯技术效率变化的变化趋于一致，说明纯技术效率变化是塔里木河流域农业低碳生产率提高的主要成因。

由图2可以得出：塔里木河流域各地区2000—2020年农业低碳生产率变动差异较为显著。塔里木河流域下游农业低碳生产率均值为0.7677，高于流域上中游但距离生产技术前沿面仍有23.23%的改善空间。在2010年流域下游农业低碳生产率低于流域上游，自2010年开始流域下游规模效率变动和纯技术效率变化之间的矛盾加剧导致农业低碳生产率下降。流域上游在研究期间呈波动上升态势，由2000年的0.4367增到2020年的0.7011，增幅近60.54%。其中规模效率变动的年均增长率为6.49%，成为前期中游农业低碳生产率提高的主要源泉，但在2016年农业低碳生产率有所下降，这主要是由于纯技术效率变化的下降导致农业低碳生产率表现为下滑趋势。流域中游农业低碳生产率排名靠后但整体表现为波动上升趋势，农业低碳生产率均值为0.6461，年均增幅为0.16%，其中规模效率变动的年均增长率为1.01%，说明中游农业低碳生产率的提高得益于规模效率变动的影响。分区域看①，流域间形成“下游-上游-中游”凹形递减的分异格局，分化现象有所缓和。

由表4可知，县域视角下塔里木河流域2000—2020年农业低碳生产率中位居前五的是塔什库尔干塔吉克自治县(1.7783)、于田县(1.4609)、乌恰县(1.3924)、莎车县(1.3514)和伽师县(1.3242)，其中乌恰县和于田县农业低碳生产率提高主要受纯技术效率变化作用；塔什库尔干塔吉克自治县、莎车县和伽师县农业低碳生产率的提高受规模效率变动影响。此外研究期间位居最后的县域多数受纯技术变化下降的影响。由纯技术效率变化可知除于田县和乌恰县外，乌什县(1.4090)受纯技术效率变化的影响也较高，年均增长率为13.65%，说明纯技术效率变化对该县市农业低碳生产率的贡献度较高；由规模效率变动可知除伽师县和莎车县外，阿克苏市(1.3160)的农业低碳生产率受规模效率变动的影响明显，年均增长率为63.31%；由纯技术变化可知温宿县(1.4487)、墨玉县(1.3214)和巴楚县(1.3043)的均值排名靠前，年均增长率分别为31.89%、19.30%和28.95%；由规模技术变化可知乌恰县(1.3892)、塔什库尔干塔吉克自治县(1.3735)和民丰县(1.2797)指数均值位居前列，年均增长率分别为12.87%、36.07%和21.46%，说明规模技术变

① 上游(库尔勒市、轮台县、尉犁县、若羌县、且末县、焉耆回族自治县、和静县、和硕县、博湖县)；中游(库车县、新和县、沙雅县、拜城县、温宿县、阿瓦提县、乌什县、柯坪县、和田市、和田县、墨玉县、皮山县、洛浦县、策勒县、于田县、民丰县)；下游(喀什市、疏附县、疏勒县、英吉沙县、岳普湖县、伽师县、莎车县、泽普县、叶城县、麦盖提县、巴楚县、塔什库尔干塔吉克自治县、阿图什市、阿克陶县、乌恰县、阿合奇县)。

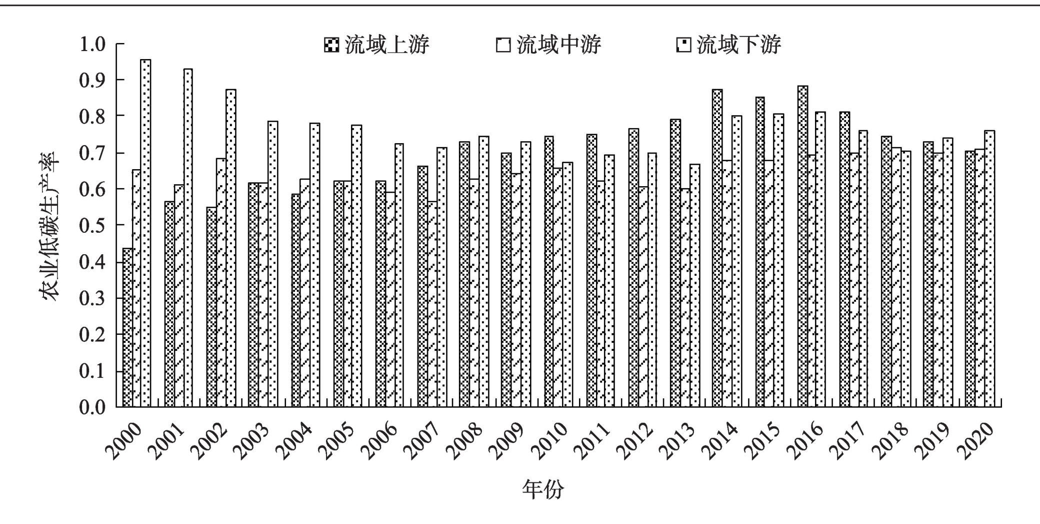


图2　2000—2020年塔里木河流域农业低碳生产率

Fig. 2　Agricultural low-carbon productivity in Tarim River Basin from 2000 to 2020

表4　2000—2020年塔里木河流域42个县市效率值及分解项

Tab. 4　Efficiency values and decomposition items for 42 counties and cities in Tarim River Basin from 2000 to 2020

地区	LCP	PEC	SEC	PTC	STC	地区	LCP	PEC	SEC	PTC	STC
库尔勒市	1.0740	1.0231	1.0622	1.0852	1.1163	乌恰县	1.3924	1.2289	1.0883	0.9745	1.3892
轮台县	1.1680	1.1227	1.0572	1.2722	1.0443	喀什市	1.1952	1.1616	1.0151	1.2058	1.0398
尉犁县	1.1760	1.2154	1.2095	1.1727	1.1206	疏附县	1.0829	1.1083	1.0503	1.2986	0.9593
若羌县	1.0992	1.0062	1.0295	1.0377	1.0047	疏勒县	1.1202	1.1051	1.0241	1.2478	1.0012
且末县	1.1218	0.9921	0.9956	1.2047	1.0059	英吉沙县	1.0559	0.9912	1.0040	1.0421	1.0135
焉耆回族自治县	1.1090	1.0173	1.0264	1.2066	1.0408	泽普县	1.0322	1.1105	1.0848	1.1932	0.9979
和静县	1.1264	1.0807	1.0079	1.2434	0.9659	莎车县	1.3514	1.1377	1.3610	1.2387	0.9543
和硕县	1.0696	1.1488	1.1138	1.2008	1.0470	叶城县	1.2152	1.0957	1.2071	1.2327	0.9868
博湖县	1.1111	1.0465	1.0065	1.1454	1.0097	麦盖提县	1.2668	1.1818	1.0665	1.1993	1.0334
阿克苏市	1.1177	1.1241	1.3160	1.1729	1.1447	岳普湖县	1.0520	1.0366	1.0120	1.1027	1.0067
温宿县	1.1524	1.1635	1.1111	1.4487	0.9071	伽师县	1.3242	0.9983	1.2403	1.1834	1.1818
库车县	1.2105	1.1765	1.0581	1.2387	1.0044	巴楚县	1.1450	1.1316	1.1294	1.3043	1.0310
沙雅县	1.0722	1.1585	1.0143	1.1979	0.9933	塔什库尔干塔吉克自治县	1.7783	1.2006	1.4720	1.0121	1.3735
新和县	1.0546	1.1306	1.0119	1.2201	0.9867	和田市	1.1233	1.0534	1.0473	1.1339	1.0004
拜城县	1.0917	1.0785	0.9925	1.1844	0.9786	和田县	1.1770	1.0902	1.0109	1.2182	0.9923
乌什县	1.1013	1.4090	1.1339	1.2308	1.0097	墨玉县	1.1015	1.0711	1.0612	1.3214	1.0005
阿瓦提县	1.1043	1.1312	1.0070	1.1920	1.0092	皮山县	1.2342	1.0771	1.0381	1.2114	1.0440
柯坪县	1.1762	1.0709	1.1467	1.1610	1.0676	洛浦县	1.0958	1.0983	1.0043	1.1380	0.9982
阿图什市	1.0319	1.0042	0.9994	1.1047	1.0428	策勒县	1.2077	1.1039	1.0240	1.1824	1.0481
阿克陶县	1.0449	0.9831	1.0001	1.0910	1.0273	于田县	1.4609	1.4957	0.9920	1.1708	1.0217
阿合奇县	0.9856	0.9518	0.9895	0.9828	1.1466	民丰县	1.2172	1.0532	1.1023	1.0313	1.2797

注:LCP为农业低碳生产率;PEC为纯技术效率变化; SEC为规模效率变动;PTC为纯技术变化; STC为规模技术变化。

化对以上县市农业低碳生产率的提振作用显著。

3.2　塔里木河流域农业低碳生产率空间演化

3.2.1　县域农业低碳生产率空间分异特征分析　依据农业低碳生产率的评估方法,运用2000—2020年县域投入产出数据,借助ArcGIS 10.8软件,为避免分析冗余,选择2000、2010、2015年和2020年4个典型年份绘制效率图(图3)。借鉴Zhang等[28]将农业低碳生产率由低到高划分为5个等级:低效率(ρ_0<

0.3)、较低效率($0.3\leqslant\rho_0<0.6$)、中等效率($0.6\leqslant\rho_0<0.9$)、较高效率($0.9\leqslant\rho_0<1.0$)和高效率($1.0\leqslant\rho_0$)。

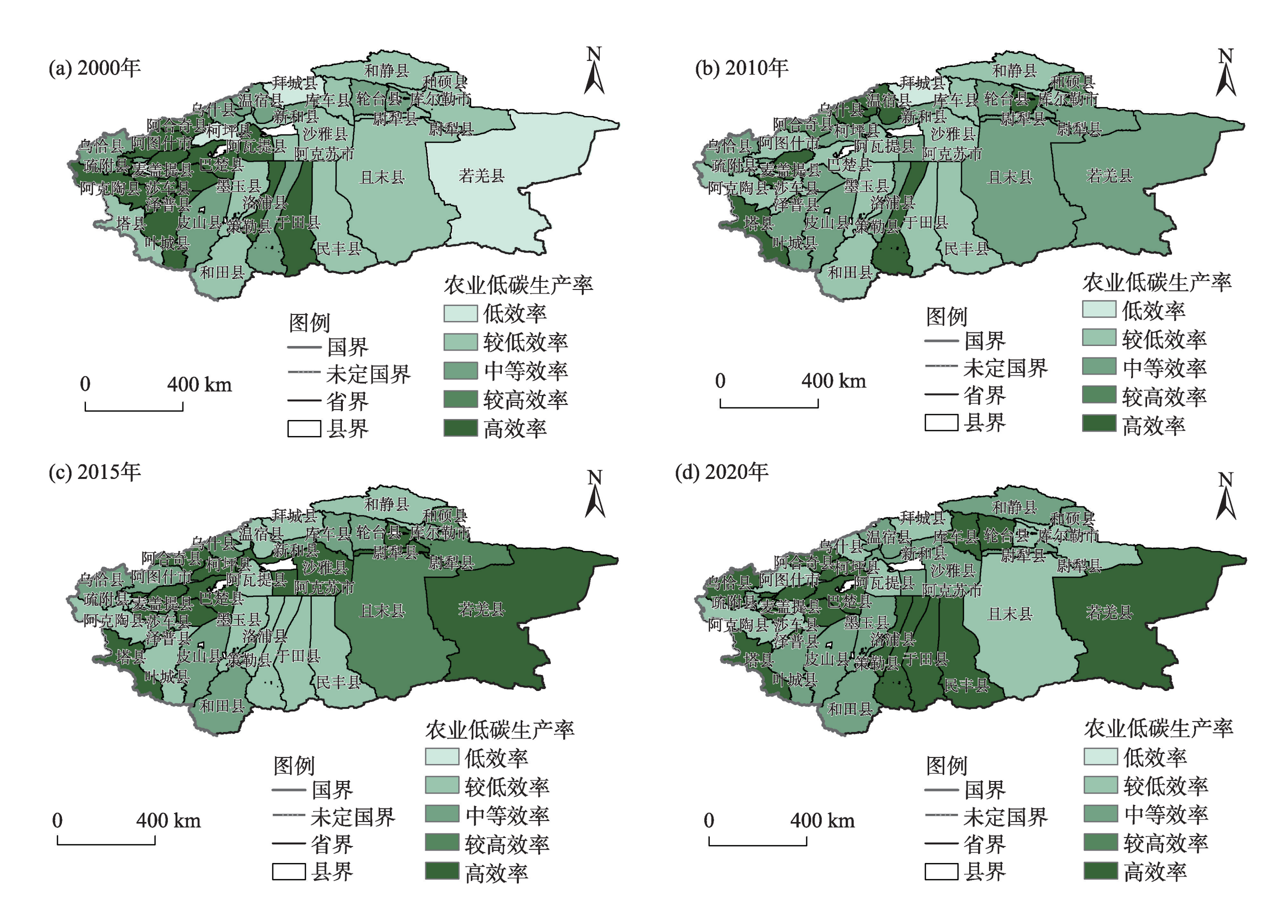
由图3可知,2000年县域农业低碳生产率处于高效率区域包括于田县、阿克陶县、阿瓦提县等15个县市,中等和较高效率区域包括库尔勒市、轮台县等9个县市,其余18个县市均处于较低和最低效率状态;2010年处于高效率地区包括温宿县、和田市等10个县市,处于较低效率和低效率县市较2000年有所减少,而处于中等和较高效率区域包括轮台县、若羌县等15个县市,整体处于中等效率状态;2015年高效率区域包含尉犁县、喀什市等15个县市,处于较低和最低效率县市与2010年相比下降了13.33%;其余均处于中等效率状态;2020年处于高效率县市数目和2000年相比增长了26.67%,处于较低和最低效率县市数目和2000年相比降幅为38.89%。

3.2.2 县域农业低碳生产率空间趋势分析 为剖析县域农业低碳生产率空间变化趋势,运用ArcGIS 10.8软件以典型年份为例进行绘制(图4)。

由图4可知,2000年县域农业低碳生产率的空间投影呈“西高东低,南北低中部高”的空间特征且变化显著,说明该段时间县域农业低碳生产率差异较大,这与流域下游的克孜勒苏柯尔克孜自治州耕地资源难以有效利用有关;2010年空间投影在南北方向和东西方向变动有所缓和,说明随着流域上游对资源的可持续利用使东西方向的差距缓解,效率得到一定程度的改善;2015年和2010年相比变动明显,在东西方向上的变动与2015年基本一致,在南北方向的变动较大,说明农业低碳生产率在南北方向的差异扩大;截至2020年县域农业低碳生产率在南北和东西方向上的变动趋势更加平滑。

3.3 空间溢出效应

3.3.1 空间自相关检验 莫兰指数(Moran's I)具有较强的稳定性且对偏离正态分布的情况不敏感。故运用Stata 16.0软件对2000—2020年县域农业低碳生产率的全局Moran's I进行计算(表5)。结果表



注:该图基于国家测绘地理信息局标准地图服务网站下载的审图号为GS(2019)3333号的标准地图制作,底图边界无修改。图中塔县为塔什库尔干塔吉克自治县。

图3 2000—2020年塔里木河流域农业低碳生产率空间分异

Fig. 3 Spatial divergence of agricultural low-carbon productivity in Tarim River Basin from 2000 to 2020

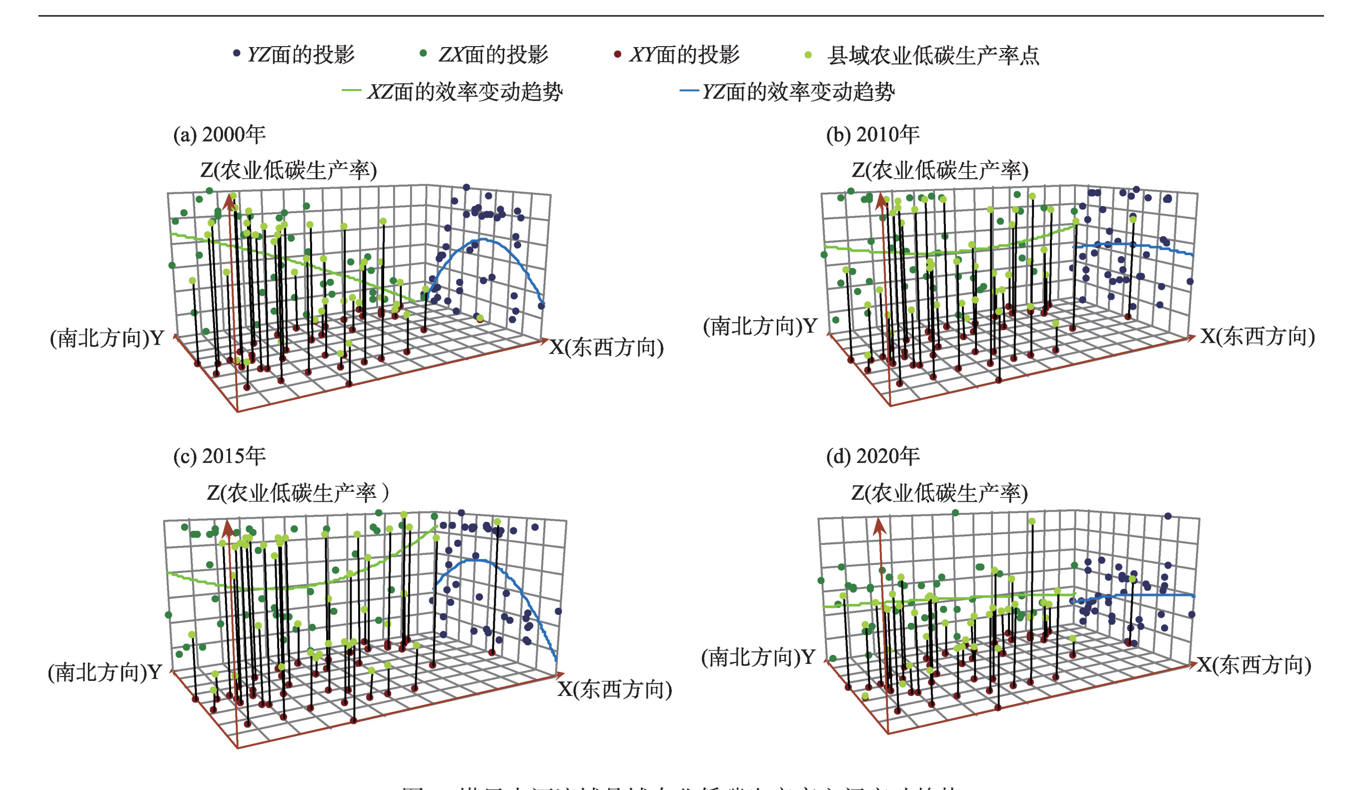


图4 塔里木河流域县域农业低碳生产率空间变动趋势

Fig. 4 Spatial trends in agricultural low-carbon productivity in the counties of Tarim River Basin

明塔里木河流域县域农业低碳生产率均在1%的水平上显著为正，性质相似的空间单元产生集聚，强烈拒绝“无空间相关性”的原假设，满足空间计量分析的前提假设。

3.3.2 空间模型设定 首先，豪斯曼检验结果表明模型在1%的水平上显著拒绝采用随机效应的原假设，且时间和空间的似然比检验表明模型均在1%的水平上显著，意味着该模型既存在时间效应又存在空间效应；其次，拉格朗日乘数检验和基于稳健的拉格朗日乘数检验表明空间误差模型和空间滞后模型均在1%的水平上显著拒绝原假设，意味着不能忽略变量对农业低碳生产率的空间作用；最后，似然比检验和沃尔德检验发现，空间杜宾模型在1%的显著性水平上拒绝简化为空间误差模型和空间滞后模型的原假设。综上所述，该文运用空间杜宾模型探索各变量对农业低碳生产率的空间效应(表6)。

3.3.3 空间回归结果 表7汇报了邻接权重矩阵下各变量对农业低碳生产率的空间影响。由表7得出，农民收入水平在1%的水平上通过显著性检验，

表5 塔里木河流域县域农业低碳生产率Moran's *I*值

Tab. 5 Moran's *I* values of agricultural low-carbon productivity in the counties of Tarim River Basin

年份	Moran's *I*	年份	Moran's *I*	年份	Moran's *I*
2000	0.349***	2007	0.331***	2014	0.301***
2001	0.364***	2008	0.323***	2015	0.278***
2002	0.367***	2009	0.316***	2016	0.310***
2003	0.365***	2010	0.364***	2017	0.324***
2004	0.361***	2011	0.370***	2018	0.300***
2005	0.354***	2012	0.379***	2019	0.299***
2006	0.339***	2013	0.368***	2020	0.285***

注：Moran's *I*为莫兰指数。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

表6 模型检验结果

Tab. 6 Model test results

检验方法	统计值	*P*值
空间滞后模型的拉格朗日乘数检验	105.316	0.000
空间误差模型的拉格朗日乘数检验	111.449	0.000
基于稳健的空间滞后模型拉格朗日乘数检验	21.494	0.000
基于稳健的空间误差模型拉格朗日乘数检验	27.627	0.000
空间滞后模型的沃尔德检验	199.720	0.000
空间滞后模型的似然比检验	181.130	0.000
空间误差模型的沃尔德检验	163.180	0.000
空间误差模型的似然比检验	146.770	0.000
豪斯曼检验	20.230	0.000

注：*P*为显著性概率值。

表7 空间杜宾模型回归结果

Tab. 7 Regression results of spatial Durbin model

变量	空间杜宾模型					
	空间固定模型		时间固定模型		时间空间双固定模型	
	统计值	滞后项系数	统计值	滞后项系数	统计值	滞后项系数
$\ln(X_1)$	0.745***	0.074	0.250*	-0.026	0.795***	1.068***
	(5.532)	(0.424)	(2.458)	(-0.160)	(6.041)	(4.809)
$\ln(X_2)$	0.759***	-1.440***	0.191	-0.657**	0.885***	0.270
	(4.731)	(-5.327)	(1.594)	(-2.725)	(5.530)	(0.740)
X_3	-0.171	0.317	-0.118	0.148	-0.139	0.187
	(-1.951)	(1.903)	(-1.860)	(1.082)	(-1.738)	(1.179)
X_4	0.197***	0.522***	0.231***	0.517***	0.227***	0.587***
	(9.290)	(11.682)	(11.493)	(10.712)	(11.556)	(13.315)
X_5	-1.856***	5.915***	-2.902***	1.949*	-1.625***	3.969***
	(-3.659)	(5.681)	(-7.975)	(2.140)	(-3.440)	(3.780)
X_6	1.227***	-0.152	0.741***	0.056	0.510	-0.710
	(4.801)	(-0.382)	(4.399)	(0.126)	(1.945)	(-1.402)
$\ln(X_7)$	-0.564***	0.093	-0.419***	0.228	-0.459***	0.410*
	(-5.281)	(0.560)	(-6.681)	(1.923)	(-4.415)	(2.002)
空间自回归系数	0.381***		-0.189**		-0.271***	
	(9.497)		(-3.024)		(-4.497)	
方差	0.633***		0.923***		0.512***	
	(20.850)		(21.007)		(20.940)	
拟合优度	0.484		0.520		0.403	
观测数	882		882		882	
对数似然函数值	-1066.823		-1212.022		-949.212	

注:括号内数值为t统计值,其上方数值为系数值。下同。

且系数显著为正,说明农民收入水平提高对县域农业低碳生产率具有正向作用,这源于农民收入水平的高低影响了农业生产要素投入力度,同时农民收入水平提高也有助于农民生产和销售绿色农产品,在满足消费者追求健康的高品质生活同时实现增收,有效提升了农业低碳生产率。经济发展水平在1%的水平上显著为正,说明经济发展水平对县域农业低碳生产率的提高具有正向作用;人均生产规模对县域农业低碳生产率的提振作用微弱;机械化使用强度对县域农业低碳生产率具有积极作用,说明机械化提高显著提高了劳动生产效率,释放出更多的劳动力以节约劳动成本,对增加经济期望产出具有明显成效;工业化水平对县域农业低碳生产率具有显著的负向作用,表明工业化水平的提高会抑制农业低碳生产率的增长,由于工业化发展吸纳了农村富余劳动力,导致农民在时间约束下密集使用化学投入以替代劳动力短缺,引起农业环境的外部性;人口城镇化水平对农业低碳生产率影响不显著;财政支农力度对农业低碳生产率在1%的水平上显著为负,由于过多价格干预造成农产品和要素市场价格波动及供需失衡,产生资源冗余,不利于农业低碳化发展。

3.3.4 溢出效应分解 为精准地呈现各变量对农业低碳生产率的影响,基于偏微分法对各指标进行无偏处理,将其分解为直接效应、溢出效应与总效应(表8)。

可以看出,农民收入水平和机械化使用强度对农业低碳生产率具有显著的正向溢出效应,表明农民收入水平和机械化使用强度的提高对邻接县市农业低碳生产率具有正向作用;经济发展水平的直接效应在1%的水平上显著,说明县域经济发展水平对农业低碳生产率具有正向直接作用;工业化水平和财政支农力度的溢出效应为正,说明工业化水平和财政支农力度的提高对邻接地区具有正向溢出效应;人口城镇化水平在10%的显著性水平上显

著为负，说明人口城镇化水平对农业低碳生产率具有显著的负向溢出效应；人均生产规模对农业低碳生产率的溢出效应不显著。

3.3.5 稳健性检验 为验证估计结果的稳健性，利用地理距离权重矩阵对模型进行再检验(表9)。结果表明各变量与邻接权重矩阵作用下的回归系数和作用方向趋于一致，证明估计结果是稳健的。

3.4 基于地理探测器的县域农业低碳生产率影响变量分析

3.4.1 探测变量分析 由于农业低碳生产率具有显著的空间分层异质性，需借助地理探测器进一步分析。该文选取2000、2010、2015年和2020年共计4个典型年份的农业低碳生产率探测，具体包括农户福利、社会经济和政府行为3个维度共计7个探测变量，运用ArcGIS 10.8软件中的自然段点法和等间距法对变量进行离散化处理，并识别各变量对农业低碳生产率的影响程度(表10)。

由表10可知，各变量对农业低碳生产率的影响具有显著差异。横向看，2000年影响县域农业低碳生产率空间分异的主导变量为农民收入水平(0.158)、经济发展水平(0.130)和人口城镇化水平(0.115)。2020年除经济发展水平(0.187)和人口城镇化水平(0.187)保持主导地位外，财政支农力度(0.376)也成为影响县域农业低碳生产率时空分异的决定性变量；纵向看，农民收入水平和人均生产规模的q值由2000年的0.158和0.103降到2020年的0.130和0.049；而机械化使用强度、工业化水平和财政支农力度成为影响县域农业低碳生产率空间分异的潜在变量。

表8 效应分解结果

Tab. 8 Results of effect decomposition

变量	直接效应	溢出效应	总效应
$\ln(X_1)$	0.812^{***}	0.650^{***}	1.463^{***}
	(6.050)	(3.944)	(8.031)
$\ln(X_2)$	0.880^{***}	0.042	0.921^{***}
	(5.720)	(0.160)	(3.102)
X_3	-0.128^{*}	0.179	0.051
	(−1.662)	(1.475)	(0.374)
X_4	0.235^{***}	0.403^{***}	0.639^{***}
	(12.203)	(10.001)	(14.504)
X_5	-1.553^{***}	3.428^{***}	1.876^{*}
	(−3.484)	(3.939)	(1.960)
X_6	0.506^{*}	−0.678*	−0.172
	(1.955)	(−1.794)	(−0.360)
$\ln(X_7)$	-0.453^{***}	0.419^{***}	−0.034
	(−4.191)	(2.593)	(−0.182)

表9 基于地理距离权重矩阵的塔里木河流域县域农业低碳生产率影响变量效应分解

Tab. 9 Decomposition of effects of agricultural low-carbon productivity impact variables in counties of Tarim River Basin based on geographical distance weight matrix

变量	直接效应	间接效应	总效应
$\ln(X_1)$	1.073^{***}	0.051	1.124^{**}
	(7.096)	(0.127)	(2.820)
$\ln(X_2)$	0.914^{***}	−0.152	0.762
	(5.426)	(−0.368)	(1.791)
X_3	-0.228^{**}	−0.071	−0.299
	(−2.691)	(−0.320)	(−1.334)
X_4	0.205^{***}	0.095	0.301^{**}
	(9.709)	(1.015)	(3.245)
X_5	-1.532^{**}	−0.622	−2.153
	(−3.053)	(−0.403)	(−1.390)
X_6	1.091^{***}	0.904	1.995^{**}
	(3.870)	(1.246)	(2.801)
$\ln(X_7)$	-0.321^{**}	0.472	0.151
	(−2.684)	(1.774)	(0.536)

表10 2000—2020年探测变量作用强度和排名

Tab. 10 Intensity and ranking of the role of detection variables from 2000 to 2020

变量	2000年	排名	变量	2010年	排名	变量	2015年	排名	变量	2020年	排名
X_1	0.158	1	X_1	0.389	1	X_1	0.060	7	X_1	0.130	6
X_2	0.130	2	X_2	0.097	7	X_2	0.457	1	X_2	0.187	2
X_3	0.103	4	X_3	0.245	3	X_3	0.315	3	X_3	0.049	7
X_4	0.047	7	X_4	0.287	2	X_4	0.408	2	X_4	0.172	4
X_5	0.062	6	X_5	0.129	5	X_5	0.064	6	X_5	0.146	5
X_6	0.115	3	X_6	0.104	6	X_6	0.070	5	X_6	0.187	3
X_7	0.073	5	X_7	0.168	4	X_7	0.307	4	X_7	0.376	1

表11 塔里木河流域探测变量的交互作用

Tab. 11 Interaction of detection variables in Tarim River Basin

交互变量	2000年		交互变量	2010年		交互变量	2015年		交互变量	2020年	
	q	类型		q	类型		q	类型		q	类型
$X_1 \cap X_2$	0.428	NE	$X_1 \cap X_2$	0.587	NE	$X_1 \cap X_2$	0.636	DE	$X_1 \cap X_2$	0.333	DE
$X_1 \cap X_3$	0.240	DE	$X_1 \cap X_3$	0.580	NE	$X_1 \cap X_3$	0.542	DE	$X_1 \cap X_3$	0.325	NE
$X_1 \cap X_4$	0.332	NE	$X_1 \cap X_4$	0.681	DE	$X_1 \cap X_4$	0.895	NE	$X_1 \cap X_4$	0.394	NE
$X_1 \cap X_7$	0.450	NE	$X_1 \cap X_7$	0.713	NE	$X_1 \cap X_7$	0.689	DE	$X_1 \cap X_7$	0.691	NE
$X_2 \cap X_3$	0.187	DE	$X_2 \cap X_3$	0.597	DE	$X_2 \cap X_3$	0.448	NE	$X_2 \cap X_3$	0.384	NE
$X_2 \cap X_4$	0.227	NE	$X_2 \cap X_4$	0.635	NE	$X_2 \cap X_4$	0.723	DE	$X_2 \cap X_4$	0.464	NE
$X_2 \cap X_7$	0.552	NE	$X_2 \cap X_7$	0.465	NE	$X_2 \cap X_7$	0.469	DE	$X_2 \cap X_7$	0.543	DE
$X_3 \cap X_4$	0.187	DE	$X_3 \cap X_4$	0.707	NE	$X_3 \cap X_4$	0.475	DE	$X_3 \cap X_4$	0.304	NE
$X_3 \cap X_7$	0.209	DE	$X_3 \cap X_7$	0.574	NE	$X_3 \cap X_7$	0.501	NE	$X_3 \cap X_7$	0.616	NE
$X_4 \cap X_7$	0.369	NE	$X_4 \cap X_7$	0.442	DE	$X_4 \cap X_7$	0.619	DE	$X_4 \cap X_7$	0.573	DE

注:NE为非线性增强;DE为双变量增强。

3.4.2 交互作用分析 为考察变量间的交互作用对县域农业低碳生产率的影响度(表11),选取综合并列前五的农民收入水平(X_1)、经济发展水平(X_2)、人均生产规模(X_3)、机械化使用强度(X_4)和财政支农力度(X_7)分析。

横向看,2000年$X_1 \cap X_3$、$X_2 \cap X_3$、$X_3 \cap X_4$和$X_3 \cap X_7$为双变量增强型,说明两种变量的交互作用高于其中任何一种变量的空间解释力,其余均为非线性增强型;2020年$X_1 \cap X_2$、$X_2 \cap X_7$和$X_4 \cap X_7$为双变量增强型。而从纵向看,不同年份变量的强度存在波动性,其中$X_1 \cap X_3$和$X_3 \cap X_4$经历了由"2000年双变量增强→2010年单变量增强→2015年双变量增强→2020年单变量增强"的变化趋势。

4 结论与建议

4.1 结论

(1) 从时序演变看,2000—2020年塔里木河流域农业低碳生产率总体表现为波动递增的发展趋势,其中纯技术效率变化是塔里木河流域农业低碳生产率提高的主要成因。流域之间形成"下游-上游-中游"凹形递减的分异格局,流域间的分化现象有所缓和。

(2) 从空间演变看,塔里木河流域县域农业低碳生产率具有显著的空间自相关性且在空间上呈现出集聚性。空间投影由"西高东低,南北低中部高"的空间特征逐步向"南北和东西平缓发展"的趋势转化。

(3) 从空间杜宾模型回归看,农民收入水平和机械化使用强度对县域农业低碳生产率具有显著的正向溢出效应;经济发展水平对县域农业低碳生产率具有正向直接效应;人均生产规模和人口城镇化水平对县域农业低碳生产率具有显著的负向溢出效应;工业化水平和财政支农力度对农业低碳生产率具有显著的负向直接效应。从地理探测器模型看,塔里木河流域县域农业低碳生产率影响变量的交互类型总体表现为增强型,说明新疆塔里木河流域县域的农业低碳发展受多重变量作用日益显现。

4.2 建议

(1) 由于塔里木河流域农业低碳生产率受纯技术效率变化的作用显著,塔里木河流域政府应在统筹全面发展层面上积极投入资金扶持农业技术研发和创新,促进流域农业通过技术进步实现农业低碳化发展。由于规模效率变动对农业低碳生产率的提振作用不显著,塔里木河流域应持续提高农业经济总量,优化并调整农业产业结构,提高农业生产规模效率,助力塔里木河流域乃至新疆农业实现内生性协调增长。

(2) 由塔里木河流域呈现"下游-上游-中游"凹形递减的分异格局可知,上游地区应释放纯技术效率变化对农业低碳生产率的提振作用;中游地区应发挥规模效率变动对农业低碳生产率的正向影响;下游应在鼓励农业类企业通过创新驱动发展,并设计适宜的低碳发展政策为县域之间创造通道,以减少政策运行的阻力。

(3) 塔里木河流域政府应制定差异化政策，加强县域之间资源要素和技术人才的交流协作，发挥各要素的空间溢出效应；由于空间分层异质性的存在相关部门也应重视经济要素对农业低碳生产率的影响；塔里木河流域县市应结合地方禀赋优势，形成具有塔里木河特色的农业产业体系。

参考文献(References)

[1] 夏四友, 赵媛, 许昕, 等. 近20年来中国农业碳排放强度区域差异、时空格局及动态演化[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(3): 596–608. [Xia Siyou, Zhao Yuan, Xu Xin, et al. Regional inequality, spatial-temporal pattern and dynamic evolution of carbon emission intensity from agriculture in China in the period of 1997—2016[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2020, 29(3): 596–608.]

[2] 田成诗, 陈雨. 中国省际农业碳排放测算及低碳化水平评价——基于衍生指标与TOPSIS法的运用[J]. 自然资源学报, 2021, 36(2): 395–410. [Tian Chengshi, Chen Yu. China's provincial agricultural carbon emissions measurement and low carbonization level evaluation: Based on the application of derivative indicators and TOPSIS[J]. Journal of Natural Resources, 2021, 36(2): 395–410.]

[3] 樊胜根. 中国农业生产与生产率的增长新的测算方法及结论[J]. 农业技术经济, 1998(4): 27–35. [Fan Shenggen. A new method and conclusion for measuring the growth of agricultural production and productivity in China[J]. Agricultural Technology and Economics, 1998(4): 27–35.]

[4] 新疆维吾尔自治区统计局. 新疆统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2019: 12–18. [Xinjiang Uygur Autonomous Region Bureau of Statistics. Xinjiang statistical yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2019: 12–18.]

[5] 鲍超, 徐牧天. 西北地区投入产出效率的综合测度与时空变化[J]. 干旱区地理, 2021, 44(6): 1772–1783. [Bao Chao, Xu Mutian. Comprehensive measurement and spatiotemporal variations of input-output efficiency in northwest China[J]. Arid Land Geography, 2021, 44(6): 1772–1783.]

[6] 田云, 林子娟. 中国省域农业碳排放效率与经济增长的耦合协调[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(4): 13–22. [Tian Yun, Lin Zijuan. Coupling coordination between agricultural carbon emission efficiency and economic growth at provincial level in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2022, 32(4): 13–22.]

[7] 王钰凯, 郭辉. 新疆旅游业生态效率时空分异与收敛性研究[J]. 干旱区地理, 2022, 45(4): 1320–1331. [Wang Yukai, Guo Hui. Spatial and temporal differentiation and convergence studies of the eco-efficiency of Xinjiang tourism industry[J]. Arid Land Geography, 2022, 45(4): 1320–1331.]

[8] 董红敏, 李玉娥, 陶秀萍, 等. 中国农业源温室气体排放与减排技术对策[J]. 农业工程学报, 2008, 24(10): 269–273. [Dong Hongmin, Li Yu'e, Tao Xiuping, et al. China greenhouse gas emissions from agricultural activities and its mitigation strategy[J]. Transactions of the CSAE, 2008, 24(10): 269–273.]

[9] 闵继胜, 胡浩. 中国农业生产温室气体排放量的测算[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(7): 21–27. [Min Jisheng, Hu Hao. Calculation of greenhouse gases emission from agricultural production in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2012, 22(7): 21–27.]

[10] 李远玲, 王金龙, 杨伶. 基于县域尺度的湖南省农业碳排放时空特征分析[J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(4): 75–84. [Li Yuanling, Wang Jinlong, Yang Ling. Study on temporal and apatlal characteristics of agricultural carbon emissions in Hunan Province at county scale[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2022, 43(4): 75–84.]

[11] 程琳琳, 张俊飚, 田云, 等. 中国省域农业碳生产率的空间分异特征及依赖效应[J]. 资源科学, 2016, 38(2): 276–289. [Cheng Linlin, Zhang Junbiao, Tian Yun, et al. Spatially divergent characteristics and dependence effects of agricultural carbon productivity in Chinese provinces[J]. Resource Science, 2016, 38(2): 276–289.]

[12] 黄景裕, 尧波, 胡启武, 等. 鄱阳湖生态经济区农作物生产碳效率的时空变化[J]. 中国生态农业学报, 2014, 22(10): 1231–1239. [Huang Jingyu, Yao Bo, Hu Qiwu, et al. Spatio-temporal variations in carbon efficiency of crops in Poyang Lake eco-economic region[J]. Chinese Journal of Eco-Agriculture, 2014, 22(10): 1231–1239.]

[13] Smith P, Smith J U, Andren O, et al. Carbon sequestration potential in European croplands has been overestimated[J]. Global Change Biology, 2010, 11(12): 2153–2163.

[14] Ajzen I, Fishbein M. The prediction of behavior from attitudinal and normative variables[J]. Journal of Experimental Social Psychology, 1970, 6(4): 466–487.

[15] Johnson M F, Franzluebbers A J, Weyers S L, et al. Agricultural opportunities to mitigate greenhouse gas emissions[J]. Environmental Pollution, 2007, 150(1): 107–124.

[16] 田云, 张俊飚. 中国农业碳排放、低碳农业生产率及其协调性研究[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(5): 208–218. [Tian Yun, Zhang Junbiao. Agricultural carbon emissions, low carbon agricultural productivity and their coordination relation in China[J]. Journal of China Agricultural University, 2017, 22(5): 208–218.]

[17] 钱丽, 肖仁桥, 陈忠卫. 碳排放约束下中国省际农业生产效率及其影响因素研究[J]. 经济理论与经济管理, 2013(9): 100–112. [Qian Li, Xiao Renqiao, Chen Zhongwei. Research on China's provincial agricultural production efficiency and its influencing factors under the constraint of carbon dioxide emission[J]. Economic Theory and Economic Management, 2013(9): 100–112.]

[18] 许波, 卢召艳, 杨胜苏, 等. 湖南省农业生产效率演变与影响因

素[J]. 经济地理, 2022, 42(3): 141-149. [Xu Bo, Lu Zhaoyan, Yang Shengsu, et al. Spatio-temporal evolution pattern and influencing factors of agricultural production efficiency in Hunan Province[J]. Economic Geography, 2022, 42(3): 141-149.]

[19] 刘海英, 杨明, 王殿武. 绿色技术创新促进碳生产率提高的作用机制——基于工业结构升级、循环农业发展和交通运输替代的中介效应分析[J]. 科技管理研究, 2022, 42(10): 194-201. [Liu Haiying, Yang Ming, Wang Dianwu. Impact mechanism of green technology innovation on carbon productivity promotion: Based on the mediating effect analysis of industrial structure upgrading, circular agriculture development and transportation substitution[J]. Science and Technology Management Research, 2022, 42(10): 194-201.]

[20] 程琳琳, 张俊飚, 何可. 多尺度城镇化对农业碳生产率的影响及其区域分异特征研究——基于SFA、E指数与SDM的实证[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2018, 24(5): 107-116. [Cheng Linlin, Zhang Junbiao, He Ke. Study on the impact of multi-dimensional urbanization on agricultural carbon productivity and its regional differentiation: An empirical study based on SFA, entropy index and SDM[J]. Journal of Central South University (Social Sciences Edition), 2018, 24(5): 107-116.]

[21] 张哲晰, 穆月英. 产业集聚能提高农业碳生产率吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(7): 57-65. [Zhang Zhexi, Mu Yueying. Can industrial agglomeration improve agricultural carbon productivity?[J]. China Population, Resources and Environment, 2019, 29 (7): 57-65.]

[22] 宋博, 穆月英, 侯玲玲. 农户专业化对农业低碳化的影响研究——来自北京市蔬菜种植户的证据[J]. 自然资源学报, 2016, 31(3): 468-476. [Song Bo, Mu Yueying, Hou Lingling. Study on the effect of farm households' specialization on low-carbon agriculture: Evidence from vegetable growers in Beijing, China[J]. Journal of Natural Resources, 2016, 31(3): 468-476.]

[23] 李波, 张俊飚, 李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(8): 80-86. [Li Bo, Zhang Junbiao, Li Haipeng. Research on spatial-temporal characteristics and affecting factors decomposition of agricultural carbon emission in China[J]. China Population, Resources and Environment, 2011, 21(8): 80-86.]

[24] 崔叶辰, 韩亚丽, 吕宁, 等. 基于超效率SBM模型的农业生态效率测度[J]. 统计与决策, 2020, 36(21): 87-90. [Cui Yechen, Han Yali, Lü Ning, et al. Agro-ecological efficiency measurement based on super-efficient SBM model[J]. Statistics and Decision Making, 2020, 36(21): 87-90.]

[25] 汪亚琴, 姚顺波, 侯孟阳, 等. 基于地理探测器的中国农业生态效率时空分异及其影响因素[J]. 应用生态学报, 2021, 32(11): 4039-4049. [Wang Yaqin, Yao Shunbo, Hou Mengyang, et al. Spatial-temporal differentiation and its influencing factors of agricultural eco-efficiency in China based on geographic detector[J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2021, 32(11): 4039-4049.]

[26] 尹旭, 王婧, 李裕瑞, 等. 中国乡镇人口分布时空变化及其影响因素[J]. 地理研究, 2022, 41(5): 1245-1261. [Yin Xu, Wang Jing, Li Yurui, et al. Spatio-temporal evolution and driving factors of Chinese population at town level[J]. Geographical Research, 2022, 41(5): 1245-1261.]

[27] Tone K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2001, 130 (3): 498-509.

[28] Zhang Y, Geng W L, Zhang P Y, et al. Dynamic changes, spatiotemporal differences and factors influencing the urban eco-efficiency in the lower reaches of the Yellow River[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020, 20(17): 7510, doi: 10.3390/ijerph17207510.

Spatial and temporal patterns of agricultural low-carbon productivity and its influence effects in the counties of Tarim River Basin, Xinjiang

MU Jiawei, QIAO Baorong, YU Guoxin

(College of Economics and Management, Xinjiang Agricultural University, Urumqi 830052, Xinjiang, China)

Abstract: Improving low-carbon productivity in agriculture is an effective path to ensure ecological priority and food security in arid areas. In this study, a super-efficient SBM model based on nonexpected output is used to measure the agricultural low-carbon productivity of 42 counties (cities) in the Tarim River Basin of Xinjiang, China from 2000 to 2020. The model uses trend surface analysis and spatial autocorrelation to portray the spatial and temporal characteristics of agricultural low-carbon productivity at the county scale, and constructs a spatial Durbin model and a geographic detector to reveal the spillover effects of influencing variables and spatial heterogeneity. The results show that: (1) The low-carbon productivity of agriculture in the Tarim River Basin shows a "W-shaped" stage, with a concave decreasing pattern of "downstream-upstream-midstream" between counties, and a spatial clustering. (2) Mechanization intensity and farmers' income level have significant positive spillover effects on low-carbon productivity in county agriculture; population urbanization has significant negative spillover effects on low-carbon productivity in county agriculture; industrialization level and financial support to agriculture have significant negative direct effects on low-carbon productivity in agriculture; and the spillover effects of economic development level and per capita production scale are not significant. (3) The interaction type of the low-carbon productivity impact variables in county agricultural shows an enhanced type in general, implying the trend that low-carbon productivity in county agriculture is increasingly influenced by multiple variables. Therefore, it is important to explore the spatial and temporal patterns of low-carbon productivity in county agriculture and the influencing factors to achieve a coordinated development of low-carbon agriculture in the Tarim River Basin and even in Xinjiang.

Key words: agricultural low-carbon productivity; super-efficient SBM model; geographic probe; spatial spillover; Tarim River Basin